

**ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN EN LA ESTRUCTURA TEMPORAL DE  
LOS TIPOS DE INTERÉS DE LA DEUDA PÚBLICA**

**Paz Rico Belda\***

**WP-EC 95-19**

---

\*Universidad de Valencia.

Editor: **Instituto Valenciano de  
Investigaciones Económicas, S.A.**  
Primera Edición Diciembre 1995.  
ISBN: 84-482-1180-4  
Depósito Legal: V-5009-1995  
Impreso por Copisteria Sanchis, S.L.,  
Quart, 121-bajo, 46008-Valencia.  
Impreso en España.

# **ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN EN LA ESTRUCTURA TEMPORAL DE LOS TIPOS DE INTERÉS DE LA DEUDA PÚBLICA**

**Paz Rico Belda**

## **RESUMEN**

Este trabajo examina la relación temporal de los rendimientos del mercado español de deuda pública durante el período que abarca desde enero de 1991 a noviembre de 1994.

Aplicando la teoría de la cointegración se obtiene que los rendimientos de la deuda pública española están cointegrados. Esto permite concluir que es apropiado suponer que los tipos de interés siguen procesos estocásticos comunes.

Por último, para comprobar si la relación de cointegración mejora la capacidad de predicción de los rendimientos de la deuda pública, se compara un vector autoregresivo (VAR) de los tipos de interés con un modelo de corrección de error (VAR que incorpora la relación de cointegración). Los resultados que se obtienen indican que el modelo de corrección de error mejora la capacidad de predicción, pero en ningún caso puede negarse la eficiencia del mercado español de deuda pública.

**PALABRAS CLAVE:** Tipo de interés, cointegración, deuda pública.

## **ABSTRACT**

This paper examines the temporal relationship of Spanish public debt interest rates over the period from January 1991 to November 1994 between end-of-month observations of Treasury rates of different maturities, ranging from three months to ten years.

Applying the cointegration theory, we find empirical support for cointegration of Treasury rates. The results confirm the appropriateness of imposing a common stochastic process for interest rates.

Lastly, to determine whether the cointegration relationship improves forecast of Treasury rates we compare a VAR model of the interest rates with an error-correction model. The results indicate that the error-correction model improves forecast, but in no case can the efficiency of the Spanish public debt market be denied.

**KEY WORDS:** Rate of interest, cointegration, public debt.



## 1. INTRODUCCIÓN

La estructura temporal de los tipos de interés (ETTI) juega un importante papel en la teoría económica. A nivel macroeconómico, sirve como mecanismo de transmisión entre el sector real y monetario. A nivel microeconómico, se emplea para valorar la mayor parte de activos financieros y descontar flujos futuros, permitiendo tomar decisiones intertemporales.

La ETTI es la relación funcional entre los tipos de interés spot y el plazo al que están referidos, es decir, la ETTI recoge la relación entre los tipos de interés libres de riesgo que difieren solamente en el plazo.

Pero los tipos de interés spot sólo pueden observarse a partir de activos financieros emitidos a descuento o de tipo cupón cero, activos que en el mercado español de deuda pública tienen vencimientos inferiores a 18 meses. Como argumenta Carlo de Nicola (1992), dada una serie de bonos para los cuales se tienen los precios  $P_i$ , y los pagos de cupones  $c_{it}$  en el momento  $t$ , se podría teóricamente estimar los factores de descuento ( $d_t$ ) de la regresión del siguiente modelo:

$$P_i = \sum (c_{it} d_t) + \epsilon_t \quad [1]$$

El problema que surge es que el número de pagos es en general mucho mayor que el número de bonos disponibles y además, la matriz de cupones presenta fuerte colinealidad, o muestra pequeña variabilidad. Por tanto, los factores de descuento no pueden ser directamente estimados.

Los modelos de equilibrio general de la estructura temporal de los tipos de interés estiman los tipos de interés al contado. Estos modelos requieren, como en un modelo neoclásico, fuertes supuestos sobre preferencia, entorno y tecnología. El modelo pionero de Cox, Ingersoll y Ross (CIR, 1985) comienza con una descripción de la economía y de los supuestos sobre la evolución estocástica de uno o más factores exógenos o variables estado de

la economía, y sobre las preferencias de un inversor representativo. El equilibrio general deriva endógenamente los tipos de interés y los precios de todos los activos. En particular, CIR construyen un modelo de equilibrio general de los rendimientos, en los que el tipo de interés instantáneo es común a todos ellos y sigue un proceso estocástico con deriva.

Bradley y Lumpkin (BL, 1992) consideran que existen pocos trabajos que comprueben si es apropiado suponer procesos estocásticos comunes para los tipos de interés de diferentes vencimientos. BL aplican las técnicas de cointegración a los rendimientos de deuda del Tesoro Americano con siete vencimientos diferentes, que van desde los tres meses a los 30 años, y sus resultados confirman que es plausible imponer procesos estocásticos comunes a los tipos de interés.

El objetivo del trabajo es examinar la relación temporal de los rendimientos de los títulos del mercado español de deuda pública en el período que abarca desde enero de 1991 hasta noviembre de 1994, y comprobar si en el caso español también es apropiado considerar procesos estocásticos comunes a los tipos de interés de diferentes vencimientos. Para ello se utiliza la técnica de cointegración, contrastando si los tipos de interés de diferentes vencimientos están cointegrados.

Los resultados obtenidos confirman la existencia de cointegración entre los rendimientos de la deuda pública, lo cual no sólo permite concluir que es factible considerar procesos estocásticos comunes a todos ellos, sino que la prima es estacionaria.

Por otra parte, partiendo de la inestabilidad que han experimentado los mercados financieros internacionales en los últimos meses, se pretende comprobar si esta relación de cointegración entre los rendimientos se ha visto afectada.

Por último, se compara la capacidad de predicción de un vector autoregresivo (VAR) de los tipos de interés con un vector autoregresivo VAR que incorpora la relación de cointegración.

La estructura de este artículo es la siguiente. A continuación se resume brevemente los factores explicativos de la estructura temporal de los tipos de interés. En el apartado tercero se explica como se han obtenido los datos utilizados en el análisis empírico. En el cuarto apartado se comenta cuál ha sido la evolución de los tipos de interés de la deuda pública en el período considerado. En el quinto apartado se presenta la metodología econométrica utilizada y su aplicación a los datos. En el sexto apartado se comparan a efectos predictivos un modelo de corrección de error con un modelo autoregresivo. Por último, en el séptimo apartado se recogen las principales conclusiones.

## **2. TEORÍAS DE LA ESTRUCTURA TEMPORAL DE LOS TIPOS DE INTERÉS**

Tradicionalmente se consideran cuatro enfoques distintos de la estructura temporal de los tipos de interés: expectativas puras (Fisher), preferencia por la liquidez (Hicks), segmentación de mercados (Culberston) y hábitat preferido (Modigliani y Sutch). En todos ellos hay cuatro elementos comunes sobre los que varían los supuestos: riesgo, certidumbre, expectativas y hábitat. El hábitat es el período en que un prestamista dispone de fondos o en que un prestatario precisa de recursos. El riesgo surge cuando los participantes del mercado (prestamistas y prestatarios) no conocen la evolución futura de los tipos de interés. El participante de mercado puede eliminar el riesgo de mercado si ajusta su posición deudora o inversora al período durante el cual necesita los recursos o dispone de fondos, y quedará expuesto al riesgo de mercado si no hace coincidir sus posiciones con sus hábitats. Por ejemplo, si se endeuda durante un período de tiempo inferior al cual necesita recursos deberá volver a endeudarse cuando agote su posición a los tipos de interés vigentes en el mercado ese momento y que no conoce de antemano.

En el enfoque de las expectativas puras, los agentes son indiferentes al riesgo y no están sujetos a las exigencias de su hábitat ni aprecian cambios en el nivel de incertidumbre

existente en el mercado. Por ello, los participantes del mercado toman posiciones a largo y corto plazo en función de sus propias expectativas sobre la evolución futura del tipo de interés a corto plazo. Así, los tipos de interés en cada plazo reflejan el tipo a corto plazo esperado en el mercado durante el período correspondiente.

El enfoque de la preferencia por la liquidez supone que los agentes tienen preferencia por la liquidez y además son adversos al riesgo. Ello supone la existencia de primas de riesgo o primas de liquidez positivas y posiblemente crecientes con el plazo de la inversión. Los agentes que son adversos al riesgo y prefieren la liquidez, sólo estarán dispuestos a invertir en un activo a largo plazo si reciben una prima positiva que les compense del mayor riesgo asumido. Por tanto, los tipos de interés de cada plazo reflejarán el tipo de interés a corto plazo esperado en el mercado durante el período correspondiente más una prima de liquidez. Así pues, la teoría de la preferencia por la liquidez es más general que la teoría de las expectativas y contiene a esta última como un caso particular.

El enfoque de la segmentación supone que no hay relación sistemática entre los rendimientos de activos de plazos distintos pues se configuran como instrumentos negociados en mercados independientes. La aversión al riesgo de los agentes puede llegar a ser tan grande que éstos hagan coincidir la posición de endeudamiento o inversión con su hábitat. Por tanto, existe un mercado para cada hábitat, en donde se determina de forma independiente el precio del activo. La estructura temporal de los tipos de interés será la agregación de los distintos equilibrios particulares que tienen lugar en cada mercado y por tanto, la discontinuidad será una característica de estos mercados.

Por último, la teoría del hábitat engloba los tres enfoques anteriores. Los agentes son adversos al riesgo y por ello, van a preferir posicionarse en un plazo igual a su hábitat. Son adversos al riesgo pero no de forma completa, como en el enfoque de la segmentación, y van a estar dispuestos a invertir o endeudarse por debajo o por encima de sus hábitats si las rentabilidades que obtienen compensan su riesgo. Por ello, a diferencia del enfoque de la segmentación, tanto las expectativas como la incertidumbre son relevantes en sus decisiones.



Este enfoque supone que la rentabilidad de un activo a un plazo determinado está primada respecto a las expectativas cuando existe un exceso de oferta del activo. Esta prima respecto a las expectativas atrae inversores en activos de otros plazos, que ven compensados el riesgo que les supone invertir en un plazo distinto a su hábitat, ya que su rentabilidad está primada. Si por el contrario, existe exceso de demanda de un activo, la prima será negativa de forma que parte de los agentes (que invierten en él) preferirán sustituir ese activo, cuya rentabilidad no cubre sus expectativas, por otro que difiere de su hábitat pero no conlleva prima negativa.

En los tres últimos enfoques la estructura temporal de los tipos de interés viene determinada por factores distintos a las expectativas de los tipos de interés. A finales de los años 70, surgen una serie de modelos de la estructura temporal en los cuales el precio de los bonos a descuento dependen de un número finito de variables económicas fundamentales, denominadas variables estado, que siguen procesos estocásticos dados. La mayor parte de ellos suponen que los precios de los bonos a descuento son función del tipo de interés instantáneo el cual sigue un proceso estocástico determinado (elastic random walk (Vasicek,1977), proceso geométrico wiener (Dothan,1978), proceso wiener (CIR,1981)).

Los modelos unifactoriales implican que el rendimiento de todos los bonos están correlacionados, lo cual no es consistente con la realidad, y además no captan completamente las propiedades de la estructura temporal. Los modelos unifactoriales conllevan que la prima es una función monótona creciente con el vencimiento o, en todo caso, presenta una "joroba". Con frecuencia el comportamiento de las primas de riesgo es mucho más complicado. Por tanto, frente a estos modelos unifactoriales han surgido modelos multifactoriales que presentan una mayor flexibilidad (Longstaff y Schwartz (1992), Platten (1993)).

Hay pocos trabajos en los cuales se determine si el supuesto de existencia de procesos estocásticos comunes a todos los tipos de interés es un supuesto plausible. Precisamente éste es el objetivo del trabajo para lo cual se va a utilizar la técnica de cointegración (Bradley y Lumpkin (1992) y Hall, Anderson y Granger (1992)).

### 3. DATOS

Bradley y Lumpkin utilizan los rendimientos del mercado secundario de deuda pública. Los rendimientos de determinados vencimientos para cada día hábil son generados por el Departamento del Tesoro, a través de las operaciones de compraventa que tienen lugar en el mercado. Para obtener dichos rendimientos, el Tesoro construye curvas de rentabilidad-plazo conociendo las tasas de rentabilidad y el vencimiento pendiente. En el eje de abscisas representa el tiempo que resta hasta la amortización y en el eje de ordenadas la tasa de rendimiento, obteniendo la curva de rentabilidad-plazo al unir todos los puntos representados. De esta curva rendimiento-plazo se obtienen los rendimientos para cada vencimiento.

Para solventar el problema de desconocimiento de los tipos al contado, en de la literatura éstos han sido sustituidos por la tasa interna de rentabilidad (TIR), es decir, la tasa que iguala el valor actual de los flujos generados por un título a su precio. La TIR de un título es, por tanto, un promedio de los tipos de interés al contado correspondiente a cada uno de los vencimientos de los flujos que genera el título. La TIR es una buena aproximación de los tipos de interés al contado cuando la ETTI es bastante plana, en caso contrario presenta sesgos importantes.

En este trabajo se han obtenido los rendimientos de cada vencimiento, ajustando una regresión mínimo cuadrática a los TIR de las distintas emisiones negociadas en el mercado de deuda anotada, tal y como hacen Echols y Elliot (EE,1976)<sup>1</sup>. EE obtienen la curva rentabilidad-plazo ajustando por regresión mínimo cuadrática las TIR de los títulos negociados, considerando tanto su plazo, como el tipo de cupón. En nuestra regresión se recoge la rentabilidad de las letras del Tesoro y la de los bonos y obligaciones del Estado, por lo que además de considerarse su plazo y el tipo de cupón, se introduce una variable ficticia que toma valor cero en el caso de letras y valor uno en el caso de bonos y obligaciones. Con esta variable ficticia se pretende recoger el sesgo de liquidez y fiscalidad de los bonos y

---

<sup>1</sup>Ver también Rusell H. y Ganapathy S. (1980).

obligaciones frente a las letras de igual vencimiento. En general, las letras son más líquidas que los bonos y obligaciones y además los cupones de los bonos están sujetos a retención, mientras que no se practica retención sobre los intereses de las letras, por ello frente a una letra y un bono de igual vencimiento, el bono conllevará un rendimiento mayor que la letra. La función TIR considerada en la regresión ha sido la siguiente:

$$R_i = f(C_i, T_i, D) \quad [2]$$

donde  $R_i$  es la TIR del título y,  $T_i$  es el vencimiento del título y, y  $D$  es la variable ficticia.

La variable ficticia no siempre ha sido significativa, aunque en los casos en que si lo ha sido presentaba el signo esperado, positivo, indicando la mayor rentabilidad de los bonos frente a una letra de igual rendimiento. La no significatividad de esta variable en algunos períodos puede ser explicada por el hecho de que la variable cupón, que toma valor cero en las letras y el valor correspondiente de cada cupón en los bonos y obligaciones, recoge en cierta forma estos sesgos que se intenta recoger con la variable dummy y, por ello, ésta no resulta significativa.

Una vez obtenidas las curvas de rentabilidad para cada período se calcula cuál será la tasa de rentabilidad que le corresponderá a un título cupón cero con los siguientes vencimientos: tres meses, seis meses, un año, tres años, cinco años y diez años.

El período considerado abarca desde enero de 1991 hasta noviembre de 1994. Los rendimientos corresponden a las operaciones de compraventa simple al contado de bonos, obligaciones y letras del Tesoro, el último día hábil de cada mes. Estos rendimientos han sido obtenidos del Boletín de la Central de Anotaciones en cuenta que publica el Banco de España. No se han considerado aquellos títulos que no presentan un volumen de contratación superior a 500 millones de pesetas o al menos un número de operaciones superior a uno, puesto que se tratan de observaciones atípicas que presentan problemas de liquidez (Ver Contreras y Navarro (1994)). La intención era abarcar desde la puesta en funcionamiento del sistema de anotaciones en cuenta pero en algunos meses el número de operaciones realizadas era tan reducido que no se podía ajustar la regresión mínimo cuadrática.

#### 4. EVOLUCIÓN DE LOS TIPOS DE INTERÉS DE LA DEUDA PÚBLICA

En este apartado se va analizar cómo han evolucionado los tipos de interés del mercado español de deuda pública a lo largo del período considerado.

La tabla 1 recoge los estadísticos más representativos de las series en niveles y primeras diferencias. En dicha tabla se observa un tipo de interés medio decreciente con el plazo de vencimiento indicando que, en promedio, la ETTI presenta una forma decreciente para el período considerado. Respecto a las primeras diferencias de las series, presentan un signo negativo que se explica por el descenso de los tipos de interés que se ha producido durante el período. La volatilidad de los tipos de interés medida por la desviación standard es inversamente proporcional al plazo, indicando que los tipos de interés a corto plazo son más volátiles que los tipos de interés a largo plazo.

TABLA 1. Estadísticos descriptivos de las series de tipos de interés de la deuda pública.

Serie	Media	Desviación Estandar	Box-Price (12)	Box-Price (24)
Rto3m	0,1086	0,0222	146,77	166,28
Drto3m	-0,0014	0,0088	25,32	32,1
Rto6m	0,1090	0,0215	175,92	194,34
Drto6m	-0,0013	0,0055	11,52	20,55
Rto1	0,1088	0,0205	183,75	203,43
Drto1	-0,0012	0,0049	11,93	28,14
Rto3	0,1072	0,0171	153,48	170,22
Drto3	-0,0008	0,0053	15,34	30
Rto5	0,1067	0,0153	138,28	153,93
Drto5	-0,0005	0,0052	15,07	29,1
Rto10	0,1054	0,0116	119,51	135,44
Drto10	-0,0003	0,0053	9,48	18,81

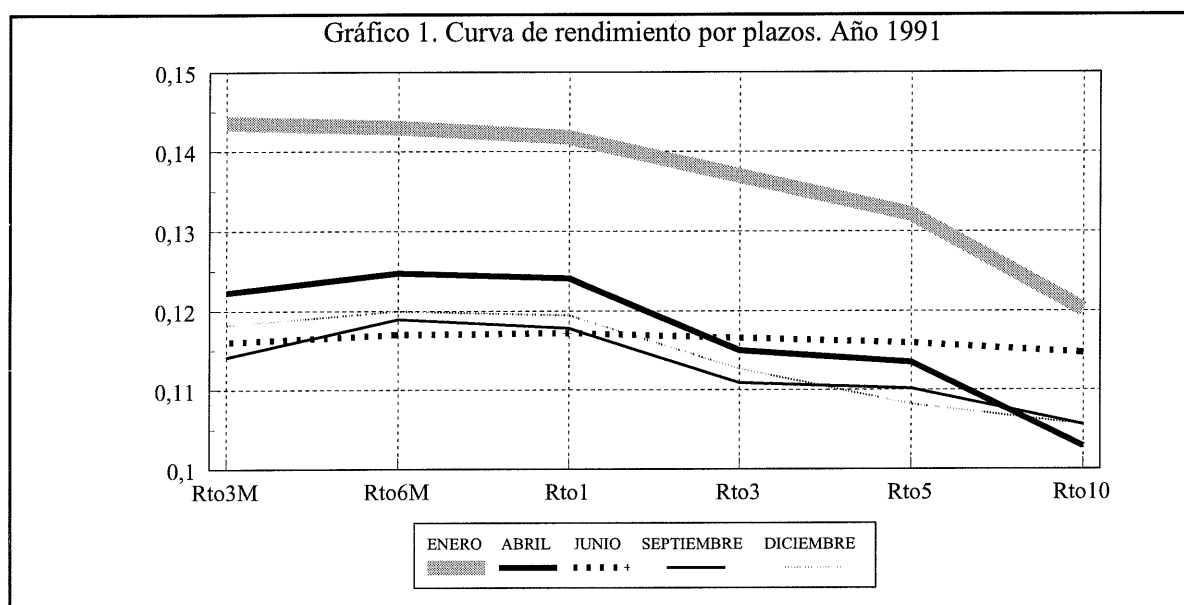
Fuente: Elaboración propia.

Aunque se habla de una ETTI media para el período, la ETTI es una relación que cambia a lo largo del tiempo. La ETTI responde a una serie de acontecimientos que influyen en las expectativas de los agentes tal y como se va a comprobar a continuación.

Durante este período, en el Sistema Monetario Europeo (SME) se han eliminado las trabas a la libre circulación de capital y, la evolución en España de los tipos de interés de los mercados monetarios y de valores se ha visto afectada por la situación de los mercados financieros y cambiarios internacionales.

A comienzos de 1991, los mercados financieros nacionales experimentaron movimientos a la baja de los tipos de interés como consecuencia de la existencia de expectativas bajistas sobre éstos. La incertidumbre generada por la crisis del Golfo Pérsico, y su posible repercusión en la desaceleración de la actividad económica conllevaron, desde octubre de 1990, a la formación de expectativas bajistas sobre los tipos de interés.

La desaceleración de la demanda interna y la posición de fortaleza de la peseta dentro de su banda de fluctuación, mantuvieron la formación de expectativas a la baja de los tipos de interés durante el segundo trimestre del año. La curva rendimiento-plazo durante el primer y segundo trimestre del año presenta pendiente negativa, tal y como se observa en el gráfico1.



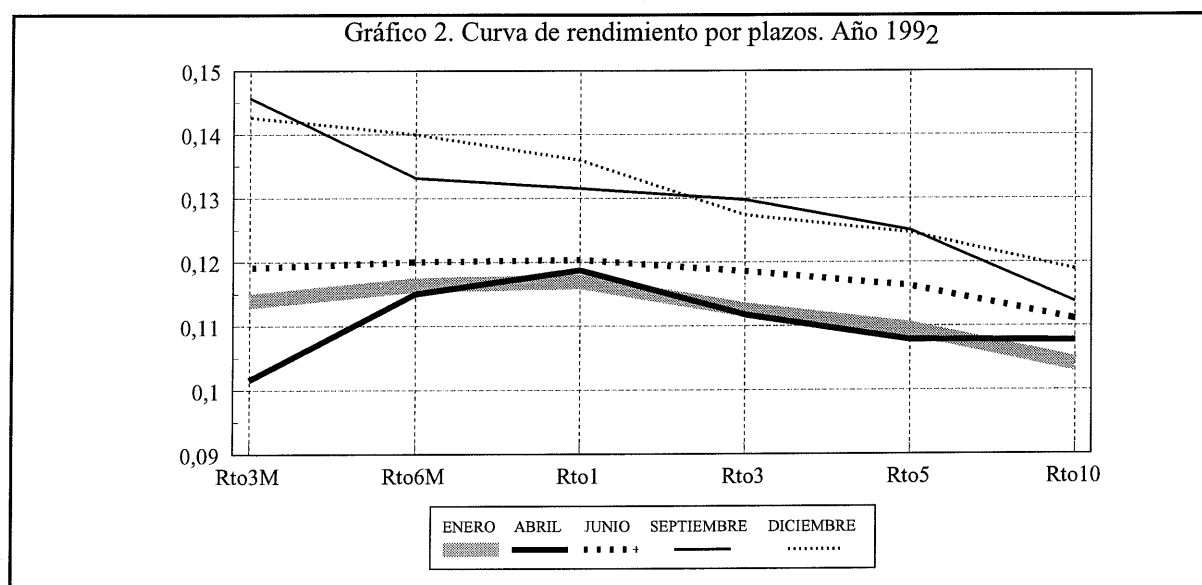
A lo largo del tercer trimestre, las expectativas sobre la evolución de los tipos de interés, tanto de los mercados monetarios como de deuda, sufrieron algunas oscilaciones. En julio y agosto, fueron agotándose los movimientos bajistas de los tipos de interés que se habían producido en el primer semestre. El Tesoro empezó a tener dificultades en financiarse en los mercados de deuda tras haber reducido sus tipos de emisión durante el primer semestre, mientras el Banco de España había mantenido su tipo de intervención en el nivel fijado en mayo. A pesar de que persistían las expectativas bajistas de los tipos de interés ante los rumores de liberalización de los movimientos de capital y la entrada de la peseta en la banda estrecha del SME, el Banco de España quería mantener el tono restrictivo de la política monetaria, dado que no había perspectivas de mejora en la tasa de inflación ni de presiones apreciativas sobre la peseta. Por otro lado, el incremento del déficit público y sus dificultades para su corrección en el futuro, y la incidencia en la tasa de inflación de la elevación de los impuestos indirectos y especiales recogidos en los presupuestos del año siguiente, aconsejaron mantener un tono de restricción monetaria.

El último trimestre se caracterizó por la elevación de los tipos en todos sus plazos, y por el predominio de expectativas alcistas de los tipos de interés, que responden a las señales restrictivas del Banco de España, a las turbulencias de los mercados cambiarios que tuvieron lugar en noviembre, y que redujeron la cotización de la peseta, y por último, las incertidumbres sobre los acuerdos que se alcanzarían en Maastrich sobre el proceso de la Unión Económica y Monetaria (ver gráfico 1).

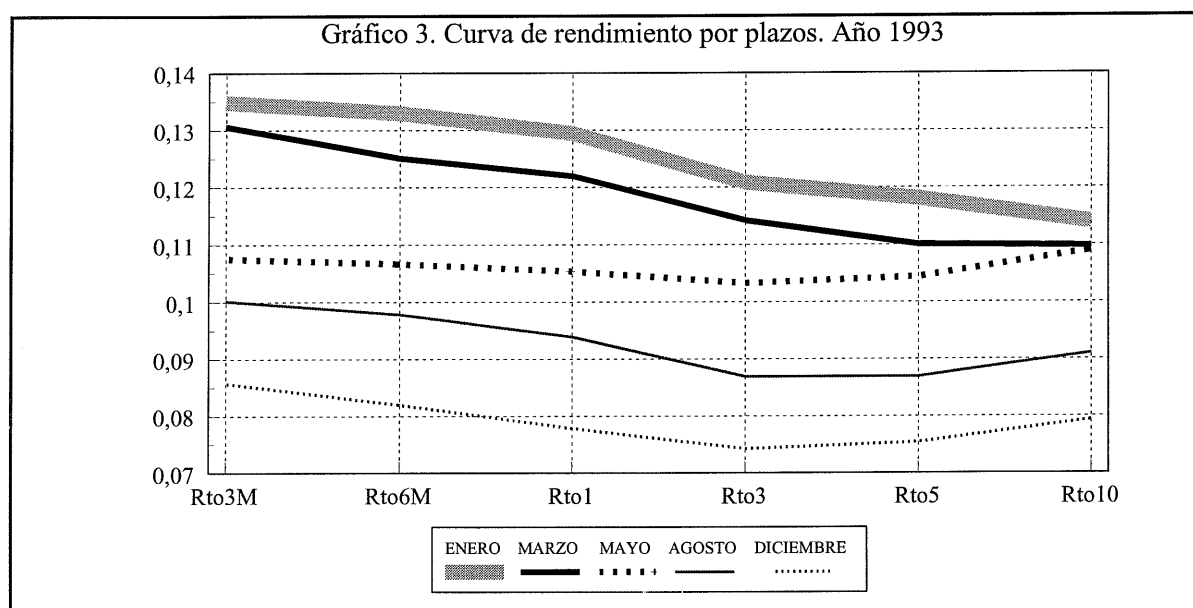
La firma del Tratado de Maastricht, en diciembre de 1991, y la plena liberalización de los movimientos de capital con el exterior, a partir del 1 de febrero, generó la existencia de expectativas bajistas de los tipos de interés. Expectativas que sólo en parte consolidó el Banco de España por el peligro que sobre la tasa de inflación suponía el aumento de la imposición indirecta, a principios del año, y la persistencia de la presión salarial en la negociación de convenios.

Sin embargo, a partir del resultado del referéndum Danés sobre el Tratado de Maastricht en junio de 1992, se produjo una revisión al alza de las expectativas de los tipos

de interés. La incertidumbre cambiaria y financiera que se desencadenó tras el no danés y las expectativas poco optimistas sobre la evolución de la economía española a corto plazo, se tradujo en subidas generalizadas de los tipos de interés, especialmente en los mercados secundarios de deuda pública (Ver gráfico 2).



Durante 1993, todos los mercados españoles experimentaron descensos en los tipos de interés de acuerdo con la tendencia que siguieron los demás países comunitarios. Durante los cinco primeros meses del año, los agentes anticiparon la reducción de los tipos de interés y la ETTI fue incrementando su pendiente negativa. (Ver gráfico 3)



Con la devaluación de la peseta el 13 de mayo, y posteriormente, con la ampliación de las bandas del SME en agosto, la reducción de los tipos de interés fue más continuada y decidida por parte de la autoridad monetaria, ante la aparición de presiones depreciativas sobre la peseta.

Conforme iban descendiendo los tipos de interés y sus expectativas bajistas iban agotándose, la curva de rendimiento fue haciéndose cada vez más plana. Cuando los agentes comenzaron a percibir el aumento del déficit público y el menor progreso en la disminución de la tasa de inflación, la curva de rendimientos fue presentando pendiente positiva para plazos superiores a cinco años que se mantuvo hasta el mes de febrero de 1994. (Ver gráfico 3)

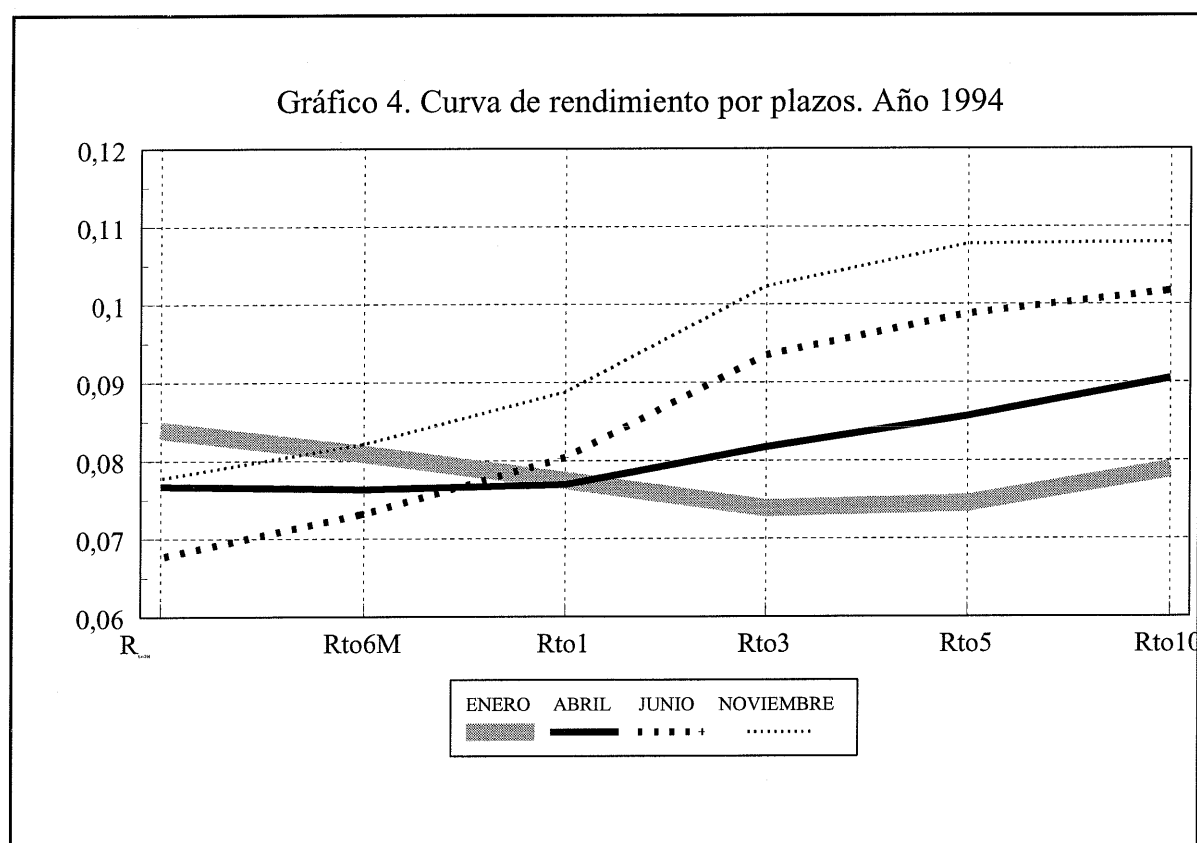
Sin embargo a partir de febrero de 1994, la tendencia al descenso de los tipos de interés a medio y largo plazo de los mercados de deuda pública, tanto españoles como europeos, se vio interrumpida por la inestabilidad que se generó en los mercados financieros y cambiarios europeos y americanos.

La Reserva Federal norteamericana, frente a un posible reavivamiento de la tasa de inflación generado por la recuperación de la actividad económica, decide a principios de febrero elevar sus tipos oficiales, iniciando una tendencia alcista de los tipos a corto plazo. Por su parte, los países de Europa Continental que no perciben todavía una recuperación decidida, mantienen la tendencia a la baja de los tipos de interés. Sin embargo, a partir de febrero, frente al descenso de los tipos de interés en los mercados monetarios, la rentabilidad de la deuda pública a largo plazo en los países Europeos registran subidas. Así desde marzo la curva de rendimiento de la deuda pública presentó pendiente positiva a partir del plazo de un año, pendiente que experimentó nuevos incrementos en los dos meses siguientes (Ver gráfico 4).

La causa que se puede apuntar al incremento de los tipos de interés de los mercados europeos de deuda pública a largo plazo, a pesar de que los bancos centrales europeos



liderados por el Bundesbank siguieron reduciendo sus tipos de intervención, fue el cambio de las expectativas de los agentes. Estos ante el inicio de una tendencia alcista en Estados Unidos, esperaban que se agotará la tendencia al descenso de los tipos de interés en Europa, o bien percibieron los mayores déficits públicos de la mayoría de los países de la Unión Europea y sus posibles efectos en la tasa de inflación. A esta causa, se unió a partir de junio de 1994 la incertidumbre política, lo que conformó una curva de rendimientos de la deuda pública con pendiente positiva. En los meses siguientes, se produjeron incrementos en el nivel y en la pendiente de la curva de rendimientos de la deuda pública española en un contexto de recuperación económica y un empeoramiento de las expectativas sobre el control de los precios y el desequilibrio público.



## 5. METODOLOGÍA ECONOMETRICA Y RESULTADOS EMPÍRICOS

La metodología econométrica tradicional exige que las series sean estacionarias<sup>2</sup> dado que la no estacionariedad de las variables puede implicar regresiones espúreas. Sin embargo, la mayoría de las series económicas son no estacionarias, con lo que se hace necesario transformar la serie original tomando diferencias. Cuando las series se diferencian, la relación entre series en niveles se pierde. La cointegración permite obtener la relación de largo plazo de series no estacionarias sin necesidad de diferenciarlas.

Una variable  $x_t$  se dice que es integrable de orden  $d$ ,  $I(d)$ , si al diferenciarla  $d$  veces es estacionaria. Para determinar el orden de integrabilidad de una variable se lleva a cabo un análisis univariante de la serie. Ello se hace a través de la metodología Box-Jenkins y los contrastes de raíces unitarias de Dickey-Fuller (DF). En la metodología Box-Jenkins se analiza el gráfico, el correlograma y la autocorrelación parcial de la serie y de sus diferencias. Para contrastar la existencia de raíces unitarias, es decir, tendencias estocásticas se aplica el contraste de DF. Para testar la hipótesis de que  $x_t$  es  $I(1)$ , es decir, tiene una raíz unitaria, Dickey y Fuller propusieron el siguiente contraste:

$$(1-L)x_t = c + \beta t + (\rho - 1)x_{t-1} + \epsilon_t \quad [3]$$

donde  $t$  es una tendencia determinista. Si  $(\rho - 1) = 0$ , entonces hay una raíz unitaria y  $x_t$  sigue un camino aleatorio. Para que el contraste sea válido, el término  $\epsilon_t$  debe ser ruido blanco. Si no lo es, se aplicará el contraste de Dickey-Fuller aumentado (DFA), el cual incluye  $k$  retardos de la variable dependiente. El contraste de DFA se basa en la regresión siguiente:

$$(1-L)x_t = c + \beta t + (\rho - 1)x_{t-1} + \sum \rho_j x_{t-j} + \epsilon_t \quad [4]$$

---

<sup>2</sup>Una variable  $x_t$  es estacionaria, es decir  $I(0)$ , si su media es constante y su varianza limitada.

Una vez analizadas las propiedades de integrabilidad de las series, se pasa a analizar la existencia de relaciones a largo plazo entre las variables. La idea de encontrar una relación de largo plazo que se verifique frecuentemente, es que las desviaciones del equilibrio deben ser transitorias o de corto plazo. Engle y Granger (1987) dan una definición general de cointegración. Si  $x_t$  e  $y_t$  son  $I(d)$  y existe un parámetro  $a \neq 0$  tal que  $z_t = y_t - ax_t$  es  $I(d-b)$ ,  $b > 0$ , entonces  $x_t$  e  $y_t$  están cointegradas de orden  $d, b$ . Si  $z_t$  es estacionaria y  $d-b=0$ , el test de DF de raíces unitarias puede aplicarse a los residuos de la regresión de cointegración. Los residuos de esta relación son las desviaciones del largo plazo y contienen la parte no explicada del modelo. La especificación dinámica tratará de recoger la información de corto plazo sobre el proceso de ajuste. En esto consiste la estimación del mecanismo de corrección de error.

El Teorema de representación de Granger<sup>3</sup> establece que si dos variables  $x_t$  e  $y_t$  están cointegradas, existe un mecanismo de corrección de error y viceversa. Teóricamente hay dos caminos para contrastar la cointegración o relación de equilibrio a largo plazo entre variables, el que se ha visto anteriormente o comprobar si existe un mecanismo de corrección de error. El mecanismo de corrección de error se puede representar de la siguiente forma:

$$(1-L)x_t = \lambda + \beta(1-L)y_t + \alpha_1(y_{t-1} - ax_{t-1}) + \epsilon_t \quad [5]$$

donde  $L$  es el operador de retardos.

Si los residuos de (5) no se comportan como un ruido blanco, se deben introducir términos retardados de  $(1-L)y_t$  y/o de  $(1-L)x_t$ . Si el coeficiente  $\alpha_1$  es estadísticamente significativo, se puede decir que existe una relación de equilibrio a largo plazo.

A continuación se aplica la metodología de integración y cointegración a los datos. En primer lugar se aborda el análisis univariante de las series de rendimientos con el fin de determinar el orden de integrabilidad de cada una de ellas. Para ello se analizan los gráficos de las series en niveles y en diferencias, así como sus estadísticos Box-Pierce, y posteriormente se aplican los contrastes de DF.

---

<sup>3</sup>Ver Engle y Granger (1987).

Las funciones de autocorrelación muestral de las series indican que éstas no son ruido blanco, tal y como muestra el estadístico Box-Pierce recogido en la tabla 1. La función de autocorrelación parcial presenta un único valor significativo de primer orden indicando que las series muestran un comportamiento claro de procesos autoregresivos de orden uno. Las funciones de autocorrelación muestral y parcial sugieren la necesidad de tomar una primera diferencia. Las funciones de autocorrelación muestral y parcial de la primera diferencia de las series indican que se tratan de procesos estacionarios.

Los gráficos de las series (ver gráficos 1.1 y 1.2) parecen indicar la existencia de tres segmentos de la tendencia en media, una para el período 1991.01-1993.04, otra para el período 1993.05-1994.02 y otra tercera para el período 1994.03-1994.11. Esto supondría tres medias diferentes en la primera diferencia de las series. Ello en principio podría hacer pensar en la posibilidad de tomar dos diferencias que eliminase las medias de la primera diferencia. Sin embargo, el correlograma de la segunda diferencia de las series indica sobrediferenciación (Gráfico 1.1). El contraste de DF para contrastar la integrabilidad de las series de orden dos frente a la hipótesis alternativa de integrabilidad de orden uno permite rechazar que las series sean  $I(2)$ . La alternativa es aplicar el test de DF considerando la existencia de tendencias segmentadas.

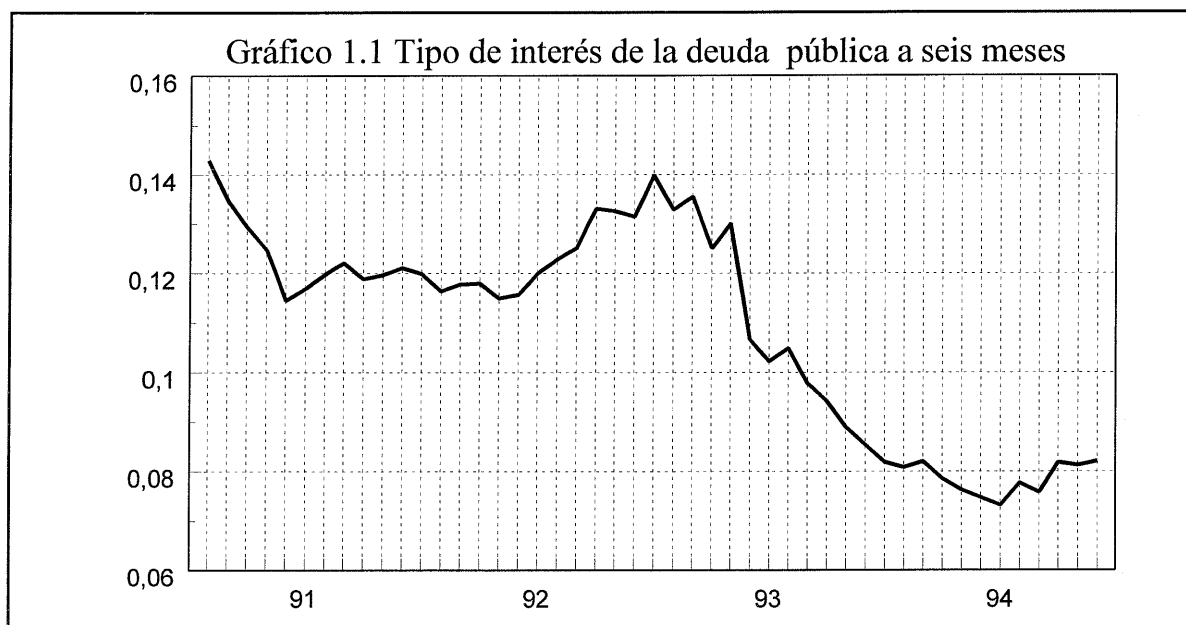
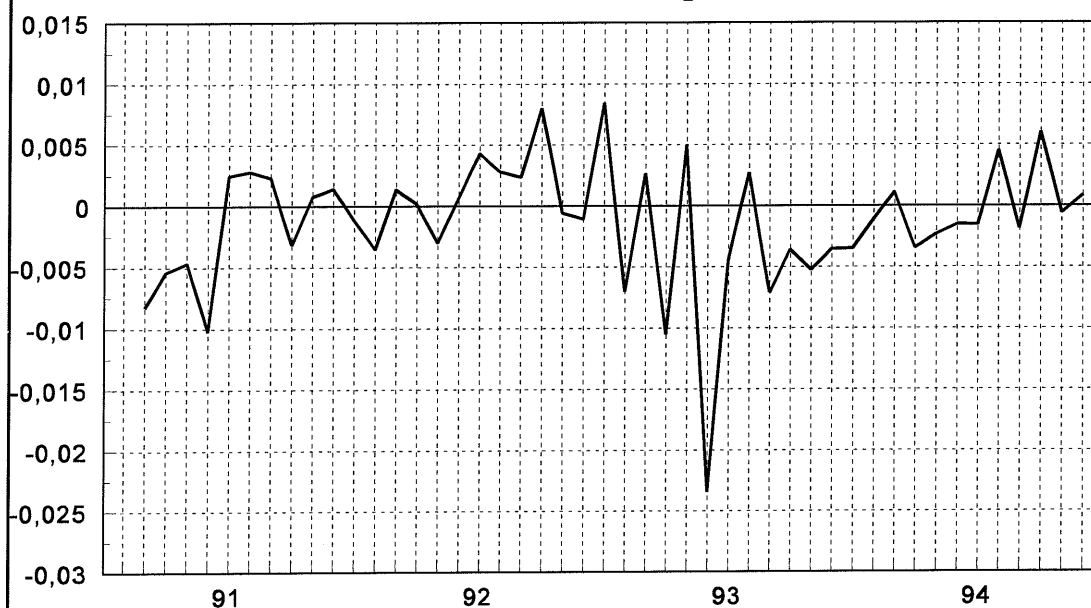


Gráfico 1.2 Primera diferencia del tipo de interés a seis meses.



En el caso de considerar tendencias segmentadas, el contraste de raíces unitarias se realiza en la ecuación siguiente (Ver Andrés et al. (1990)):

$$(1-L)x_t = \beta_1 + \beta_2 F_{1t-1} + \beta_3 F_{2t-1} + \beta_4 t + \beta_5 F_{1t-1} t + \beta_6 F_{2t-1} t + (\rho-1)x_{t-1} + \epsilon_t \quad [6]$$

donde  $t$  es una tendencia,  $F_i$  son las variables ficticias que recogen cada uno de los cortes de la media.

En esta ecuación se contrasta la hipótesis de que  $(\rho-1)$  es cero, en cuyo caso  $x_t$  tendría una raíz unitaria, frente a la hipótesis alternativa de que  $(\rho-1) < 0$  y  $x_t$  no tendría raíces mayores o iguales a la unidad. Los valores críticos para el estadístico  $t$  de Student del coeficiente  $(\rho-1)$  aparecen recogidos en Rappoport-Reichlin (1989).

En nuestro caso se ha supuesto que la tendencia en media tiene tres segmentos con puntos de corte en 1993.05 y 1994.02, de forma que los segmentos considerados son:

$$\begin{array}{lll} c_1 + b_1 t & t \leq 1993.04 & \\ c_2 + b_2 t & 1993.05 \leq t \leq 1994.02 & [7] \\ c_3 + b_3 t & t \geq 1994.03 & \end{array}$$

y las variables ficticias, que aparecen en la ecuación (6), son  $F_{1t}$  que toma valor cero si  $t < 1993.04$  y valor uno si  $t \geq 1993.05$ , y  $F_{2t}$  que toma valor cero cuando  $t < 1994.02$  y valor uno cuando  $t \geq 1994.03$ .

El test de DF para contrastar la integrabilidad de orden uno frente a la hipótesis alternativa de variable  $I(0)$  no permite rechazar la existencia de una raíz unitaria, tanto si se considera la posibilidad de tendencias segmentadas como si no se consideran (Ver tabla 2). Así pues, se concluye que todos los tipos de interés son integrables de orden uno,  $I(1)$ , con tendencias segmentadas en la media.

Para obtener una relación de cointegración, las variables deben ser integrables del mismo orden, y además tener tendencias comunes en media. Todas las series de los tipos de interés cumplen esta condición.

TABLA 2. Test de raíces unitarias.

A. Tendencias Lineales

VARIABLES	Drto3m	Drto6m	Drto1	Drto3	Drto5	Drto10
constante	0,023 (1,864)	0,003 (0,581)	0,003 (0,744)	0,016 (2,082)	0,007 (1,455)	0,013 (1,919)
Drto(-1)	-0,171 (-1,981)	-0,034 (-0,867)	-0,031 (-0,876)	-0,118 (-2,086)	-0,064 (-1,450)	-0,131 (-1,980)
trend	-0,000 (-1,542)			-0,000 (-1,654)		
R2	0,086	0,017	0,082	0,206	0,176	0,084
DW	2,391	2,147	2,009	2,093	1,915	1,911

El valor crítico al 5% del t-statistics es -3,5112 cuando se incluye tendencia y -2,9271 cuando no hay.

B. Tendencias Segmentales.

VARIABLES	Drto3m	Drto6m	Drto1	Drto3	Drto5	Drto10
constante	0,075 (4,835)	0,050 (3,599)	0,032 (2,392)	0,035 (2,623)	0,030 (2,140)	0,038 (2,225)
Drto(-1)	-0,656 (-5,28)	-0,439 (-4,012)	-0,300 (-2,84)	-0,338 (-3,017)	-0,296 (-2,499)	-0,363 (-2,418)
trend	0,000 (1,052)	0,000 (1,785)	0,000 (3,028)	0,000 (2,426)	0,000 (2,354)	0,000 (1,073)
F1trend	0,004 (2,888)	0,003 (-2,807)	0,002 (1,975)	0,002 (1,563)	0,001 (1,089)	0,001 (1,082)
F2trend	-0,003 (-4,939)	-0,002 (-4,149)	-0,002 (-2,82)	-0,001 (-2,635)	-0,001 (-2,014)	-0,001 (-1,835)
F1	-0,140 (-2,674)	-0,106 (-2,807)	-0,068 (-1,818)	-0,063 (-1,351)	-0,042 (-0,895)	-0,045 (-0,899)
F2	0,091 (4,684)	0,056 (3,618)	0,031 (2,065)	0,029 (1,97)	0,019 (1,324)	0,021 (1,396)
R2	0,452	0,415	0,449	0,408	0,398	0,279
DW	2,083	2,200	2,332	2,299	2,407	2,093

Los t-statistics de los coeficientes aparecen recogidos entre parentesis.

El valor crítico al 5% del t-statistics es igual 5,54 (Rappoport and Reichlin)

El método de Engle y Granger sólo es válido en contextos bivariantes, en sistemas multivariantes, como el nuestro, es necesario recurrir al método diseñado por Johansen (1988) para determinar el número de vectores de cointegración. Si tenemos  $n$  variables, integrables del mismo orden, pueden existir  $(n-1)$  vectores de cointegración. Así, si se acepta que un conjunto de  $n$  variables están cointegradas en función del método de mínimos cuadrados ordinarios (Engle y Granger), no podemos garantizar que el vector de cointegración estimado sea único. Johansen (1988) sugiere un método para determinar el número de vectores de cointegración linealmente independientes entre un conjunto de  $N$  variables. El método comienza expresando el proceso generador de los datos del vector de  $N$  variables,  $X$  como un

vector autoregresivo no restringido:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_K X_{t-K} + \epsilon_t \quad [8]$$

donde cada  $\Pi_i$  es una matriz de parámetros  $N \times N$ . El sistema anterior puede reparametrizarse como:

$$\begin{aligned} \Delta X_t &= \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{K-1} \Delta X_{t-K+1} + \Gamma_K X_{t-K} + \epsilon_t \\ \Gamma_i &= -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i \quad i = 1, 2, \dots, K \end{aligned} \quad [9]$$

Si  $X_t$  es un vector de variables  $I(1)$ , el lado izquierdo de la expresión anterior y los  $(k-1)$  primeros elementos son  $I(0)$  y el último elemento de la expresión es una combinación lineal de variables  $I(1)$ . Johansen utiliza métodos de correlación canónica para estimar las distintas combinaciones entre los niveles de  $X$  las cuales son los vectores de cointegración. El método de Johansen es un método de máxima verosimilitud que estima los distintos vectores de cointegración que pueden existir entre un conjunto de variables y determina cuáles de estos vectores son estadísticamente significativos.

En la tabla 3 se recogen los resultados del test de Johansen aplicado a las seis series de tipos de interés. Se observa que la hipótesis de cero vectores de cointegración se rechaza, mientras que las hipótesis de uno o más vectores de cointegración no se pueden rechazar, por lo que se concluye que existe un vector de cointegración linealmente independiente. Stock y Watson (1988) muestran que cuando hay  $(n-p)$  vectores de cointegración linealmente independientes para un conjunto de  $n$  variables  $I(1)$ , cada una de estas  $n$  variables pueden ser expresadas como una combinación lineal de  $p$  factores comunes  $I(1)$  y un componente  $I(0)$ . Por tanto, la conclusión que se obtiene es que existe un único vector de cointegración linealmente independiente, de forma que existen cinco factores comunes a todos los tipos de interés.

Bradley y Lumpkin, para comprobar si los tipos de interés están cointegrados, regresan cada tipo de interés respecto a los otros más una constante y seleccionan la regresión de cointegración con el coeficiente de determinación más elevado. En realidad, lo que hacen es cambiar la variable de normalización y elegir aquel modelo con menor sesgo (Banerjee et al. (1986)).



TABLA 3. Test de Cointegración.  
TEST DE JOHANSEN

EIGENVALUE	HIPOT. NULA	TRACE TEST	P-VALUE
0,971	$r=0$	111,92	0,016
0,941	$r\leq 1$	67,68	0,227
0,872	$r\leq 2$	33,66	0,751
0,364	$r\leq 3$	8,95	0,969
0,192	$r\leq 4$	3,50	0,901
0,075	$r\leq 5$	0,97	0,357

TEST DE DICKEY-FULLER PARA DISTINTAS NORMALIZACIONES DEL VECTOR DE COINTEGRACION.

	DICKEY-FULLER T-STATISTICS	COEFICIENTE DE DETERMINACION
rto3M	-6,3000	0,984361
rto6M	-6,9659	0,997878
rto1	-7,0622	0,995306
rto3	-4,6056	0,995985
rto5	-5,7625	0,997277
rto10	-7,4080	0,94331

El test de cointegración está basado en la existencia o no de raíces unitarias en los residuos del vector de cointegración. Los valores críticos de Mackinnon al 1 y 5% son -5,8309 y -5,0823, respectivamente.

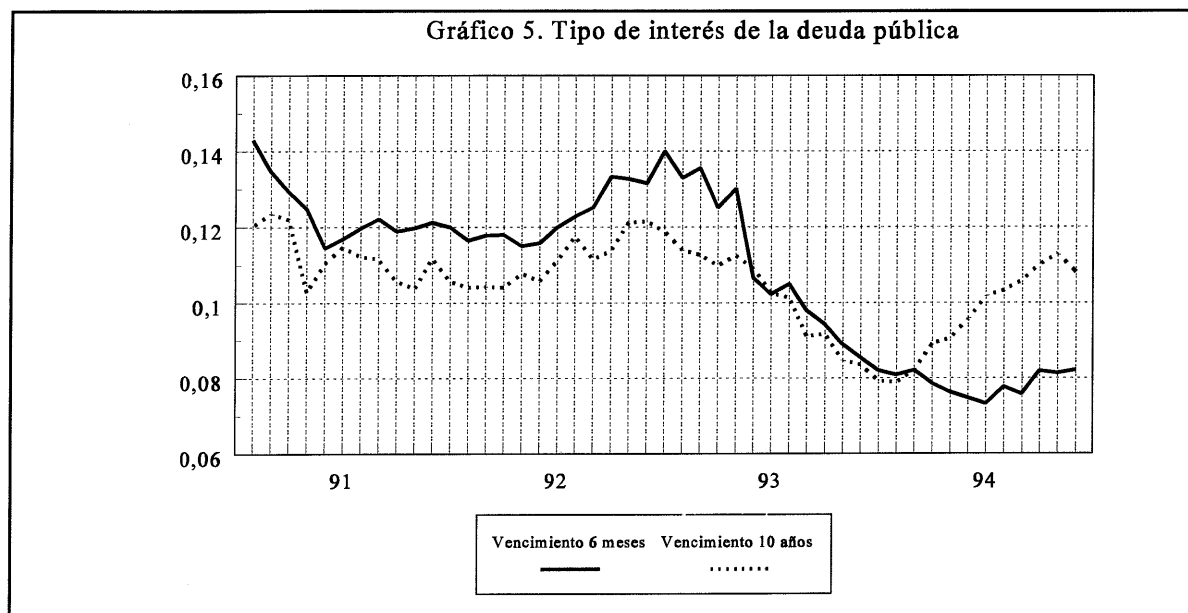
Siguiendo a Bradley y Lumpkin se ha regresado cada tipo de interés respecto a los otros más una constante y se ha seleccionado la ecuación en función del coeficiente de determinación más elevado, con el fin de posteriormente comprobar si la relación de cointegración se ha visto afectada por las perturbaciones financieras. La relación de cointegración seleccionada ha sido la que considera el tipo de interés a seis meses como variable dependiente:

$$R_{to6} = 0.001 + 0.315 R_{to3m} + 0.863 R_{to1} + 0.001 R_{to3} - 0.343 R_{to5} + 0.156 R_{to10} \quad [10]$$

En el gráfico 5 se observa que a partir de 1994.02 el tipo de interés a corto plazo descende mientras el tipo de interés a largo plazo crece, a diferencia del período anterior en el que los tipos de interés a corto y largo plazo evolucionaban de forma similar. La explicación de esta diferente evolución de los tipos de interés a corto y largo plazo, que ya fue explicada en el apartado tercero, era que mientras el Banco de España reducía los tipos de interés a corto plazo, la inestabilidad de los mercados financieros y cambiarios genera una tendencia creciente de los tipos de interés a medio y largo plazo de la deuda pública. Esta evolución de los tipos de interés a corto y largo plazo, que responde a turbulencias financieras, han podido afectar a esta relación de largo plazo. Para comprobar si se ha visto afectada se va a construir dos variables ficticias. Una que toma valor cero entre 1991.01 y 1994.02 y valor uno entre 1994.03 y 1994.11 (P), y otra que toma valor uno en el primer período y cero en el segundo (S). Se multiplican ambas por cada tipo de interés introducido en la relación de cointegración, de forma que se obtiene los coeficientes de cada tipo de interés en ambos subperíodos. Si la relación de largo plazo no se ha visto afectada, los coeficientes en cada subperíodo deben de ser similares, mientras que si se ha visto afectada cambiarían significativamente de valor e incluso de signo. Al introducir las variables ficticias, la relación de cointegración que se obtiene es la siguiente:

$$\begin{aligned} R_{to6} = & 0,001 + 0,044 Pr_{to3m} + 0,327 Sr_{to3m} + 1,367 Pr_{to1} + 0,875 Sr_{to1} + 0,568 Pr_{to3} + \\ & -0,066 Sr_{to3} - 1,132 Pr_{to5} - 0,299 Sr_{to5} + 0,187 Pr_{to10} + 0,147 Sr_{to10} \end{aligned} \quad [11]$$

En la ecuación (11) se puede observar que el coeficiente del rendimiento a un año en el primer subperíodo es inferior en 0,5 puntos al del segundo, indicando un cambio sustancial en la relación entre los tipos de interés a seis meses y un año. Respecto a los coeficientes de los rendimientos a tres y cinco años, estos son muy diferentes en valor absoluto entre los dos subperíodos en que se ha dividido la muestra. Por ejemplo, en el caso del rendimiento a cinco años, mientras en el primer subperíodo el coeficiente es inferior a la unidad (0,28), en el segundo es superior (1,13).



De los resultados obtenidos se deduce que los tipos de interés de la deuda pública están cointegrados, y esta relación de cointegración se ha visto afectada por las perturbaciones financieras. Por otro lado, la existencia de una única relación de cointegración de los tipos de interés implica que existen cinco factores comunes no estacionarios en la evolución de los tipos de interés, y además la prima de riesgo es estacionaria<sup>4</sup>. Ello lleva a concluir que los modelos multifactoriales que explican la evolución de los tipos de interés son más plausibles que los modelos unifactoriales.

La eficiencia del mercado implica que los tipos de interés a largo y corto plazo están cointegrados con un factor de cointegración unitario<sup>5</sup>. En nuestro caso, no se ha considerado la cointegración de dos tipos de interés, uno a corto plazo y otro a largo plazo, sino de un vector de tipos de interés que recoge tipos de interés a corto y a largo plazo. Por ello, existe un vector de cointegración que cumple la propiedad de que la suma de los factores de cointegración de los tipos de interés cointegrados es igual a la unidad. Esta propiedad se contrasta estadísticamente sobre la ecuación (10) y se acepta la hipótesis nula de que la suma de sus coeficientes es igual a la unidad<sup>6</sup>.

<sup>4</sup>Ver Hall A.D, Anderson H.M, and Granger W.J. (1992).

<sup>5</sup>Colletaz G. Et Goulaouen J.P. (1990).

<sup>6</sup>En el segundo subperiodo no es exactamente igual a la unidad pero se aproxima.

La estimación del modelo de corrección de error confirma la cointegración entre los rendimientos de la deuda pública, al ser el coeficiente del término de error estadísticamente significativo (los t estadísticos aparecen recogidos entre paréntesis y CE es el término de corrección de error):

$$\text{Drto6m} = -0,0001 + 0,325\text{Drto3m} + 0,836\text{Drto1} - 0,039\text{Drto3} - 0,315\text{Drto5} + 0,143\text{Drto10} - 1,03\text{CE}(-1) [12]$$

(-0,36)            (15,09)            (16,21)            (-0,29)            (-2,54)            (3,93)            (-6,53)

Seria deseable haber contado con una muestra más extensa, ya que de lo que se trata al estimar vectores de cointegración es de obtener la relación de largo plazo. No ha sido posible dado la poca profundidad del mercado español de deuda pública antes de 1991, lo cual condiciona tener que extenderla hacia adelante con el paso del tiempo.

Por otro lado, es importante asegurarse que el modelo satisface los contrastes de validación, pues de lo contrario, la interpretación e incluso la significatividad de los coeficientes podría no ser correcta. Por ello, se ha procedido aplicar sobre los residuos los siguientes contrastes:

1. Test de Lagrange y Box-Pierce para contrastar la existencia de correlación serial.
2. Test Arch y White para contrastar la heterocedasticidad.
3. Test de Chow de estabilidad de los parámetros.
4. Exogeneidad de las variables explicativas.

Los resultados de estos contrastes, que aparecen recogidos en la tabla 4, muestran que el modelo satisface los contrastes de validación.

TABLA 4. Contrastes de validación y especificación.

ANÁLISIS DE RESIDUOS		CORRELACION SERIAL	
Estadístico de Box-Pierce	Valor Crítico al 5 %	Test de Lagrange	Valor Crítico al 5 %
Q(4)=2,87	7,81	LM(1)=1,2577	3,84
Q(8)=6,44	14,07	LM(2)=1,3255	5,99
Q(12)=6,8	19,68	LM(3)=3,4187	7,81
		LM(4)=4,0204	9,24

HETEROCEDASTICIDAD		ESTABILIDAD		EXOGENENIDAD DE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS		
Test ARCH	Valor Crítico al 5 %	Período muestral	VALOR	Valor Crítico al 5 %	Test de Hausman	Valor Crítico al 5 %
ARCH(1)=0,15887	3,84	1992.10-1994.11	3,074975	2,38	0	2,35
ARCH(2)=0,43208	5,99	1993.12-1994.11	1,07391	2,13		
ARCH(3)=0,52318	7,81					
ARCH(4)=0,56645	9,24					
Test						
WHITE=10,0746	14,07					

## 6. PREDICCIÓN

En este apartado se quiere comprobar si la relación de cointegración mejora las predicciones de los tipos de interés, y para ello se va a comparar un vector autoregresivo (VAR) que incorpora la relación de cointegración con otro que no lo hace. Los vectores autoregresivos que se van a comparar son:

$$\Delta x_t = c_1 + a(L)\Delta x_{t-1} + u_t \quad [13]$$

$$\Delta x_t = c_2 + b(L)\Delta x_{t-1} + d_t CE_{t-1} + v_t \quad [14]$$

donde  $x_t$  es un vector compuesto por los todos los tipos de interés considerados, a y b son

polinomios del operador de retardos  $L$ ,  $c_1$ ,  $c_2$  y  $d_t$  son constantes,  $u_t$  y  $v_t$  son ruido blanco, y CE es el término de corrección de error.

El segundo sistema VAR en realidad se corresponde con un modelo de corrección de error. Granger y Weiss (1987) consideran que el modelo de corrección de error de dos variables relaciona la variación de una de ellas con los errores desfasados de equilibrio, así como las variaciones desfasadas de ambas variables.

Campbell y Shiller (1987) consideran que el término de error mide cambios anticipados de los rendimientos. Los agentes a la hora de predecir la variación de un tipo de interés tienen más información en la diferencia de rendimientos, que si sólo disponen de la historia pasada de los tipos de interés. Por tanto, si la diferencia de rendimientos es útil a la hora de predecir, el modelo de corrección de error (12) debe ser superior desde el punto de vista predictivo a un vector VAR.

Para comparar el poder predictivo de cada uno de estos modelos se reserva los meses de 1994 para predecir la evolución de los rendimientos con vencimiento a seis meses.

La tabla 5 recoge los estadísticos de las estimaciones obtenidas para el período 1994.01-1994.11. Como se puede comprobar el vector VAR que incorpora el término de error presenta un error standard de las estimaciones y de los residuos más pequeño que el otro vector VAR. La raíz del error cuadrado medio (RMSE) de las estimaciones del modelo de corrección de error es también menor que el del vector VAR. Así, se puede concluir que la relación de equilibrio que existe entre los tipos de interés mejora las predicciones.

TABLA 5. Estadísticos descriptivos de las predicciones y residuos de los vectores autoregresivos.

	PREDICCION			RESIDUOS	
	MEDIA	DESVIACION ESTANDARD	RMSE	MEDIA	DESVIACION ESTANDARD
VAR	0,0804	0,0050	0,0052	-0,0018	0,0051
MCE	0,0801	0,0046	0,0049	-0,0015	0,0049

FUENTE: Elaboración propia.

A la vista de estos VAR, las series históricas de los tipos de interés parecen contener información sobre la evolución futura de los mismos, lo cual en principio puede hacer pensar que va en contra de la eficiencia del mercado de deuda. Un mercado es eficiente si las variaciones futuras de los precios de los activos son imprevisibles. En consecuencia, eficiencia implica que los tipos de interés, deben ser iguales entre activos de igual vencimiento. Sin embargo, el factor descuento, que puede variar entre activos, podría incorporar la información contenida en valores pasados de los tipos de interés sin que se violara en absoluto el supuesto de eficiencia. Por otro lado, desde el punto de vista del inversor que toma decisiones de inversión<sup>7</sup> se puede observar que en el caso del VAR la desviación típica de los residuos de las estimaciones representa el 83 por cien de la desviación de la primera diferencia del rendimiento a seis meses y del 81 por cien en el modelo de corrección de error. Los modelos sólo permiten explicar el 17 y 19 por cien de las oscilaciones observadas en la evolución de los tipos de interés a seis meses, respectivamente.

## 7.CONCLUSIONES

Se ha obtenido que los tipos de interés de la deuda pública de distintos vencimientos tienen una raíz unitaria con tendencias segmentadas en la media y están cointegrados. Esta relación de cointegración se vio alterada en los últimos meses de 1994 como consecuencia de las perturbaciones que tuvieron lugar en los mercados financieros. La aceptación de un único vector de cointegración entre los seis tipos de interés considerados implica que existen cinco factores comunes, lo que sugiere que imponer procesos estocásticos comunes a los tipos de interés de distintos vencimientos tal y como postulan los modelos multifactoriales de la estructura temporal de los tipos de interés resulta apropiado.

Además, se puede concluir que el mecanismo de corrección de error mejora las predicciones de la evolución de los tipos de interés, aunque la capacidad de predicción de los modelos que utilizan la información de las series históricas de los tipos de interés es reducida.

---

<sup>7</sup>Ver Bergés A. y Manzano D. (1988).





## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Andrés, J.; Alvaro Escribano; César Molinas y David Taguas (1990) La inversión en España. Econometría con restricciones de equilibrio. Antoni Bosch, editor. Instituto de Estudios Fiscales.
- Banerjee, A., J. Dolado, D.F. Hendry and G.W. Smith (1986) "Exploring equilibrium relationships in econometrics through static model: some Monte Carlo evidence" Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 48, August, pp. 253-277.
- Bergés, A. y Manzano, D. (1988) Tipos de interés de los Pagarés del Tesoro. Ariel Economía.
- Bradley, M.G. and Lumpkin, S.A. (1992) "The Treasury yield curve as a cointegrated system" Journal of Financial and quantitative analysis. Vol.27, No 3, September, pp. 449-463.
- Campbell, H. Y and Shiller, R. (1987) "Cointegration and tests of present value models" Journal of Political Economy, vol 95, N0 5, pp. 1062-1088.
- Colletaz, G. Et Gourlaouen, J.P. (1987) "Cointegration et structure par terme des taux d'intérêt" Revue économique, July, No 41(4), pp. 687-711.
- Contreras, D. Y Navarro, E. (1994) "Splines exponenciales versus splines polinomiales: una aplicación" Mimeo, Universidad de Valencia.
- Cox, J. C., Ingersoll, J.E. and Ross, S.A. (1985) "An intertemporal general equilibrium model of asset prices". Econometrica, vol 53, No 2, March, pp. 363-384.

- Dothan, U. (1978) "On the term structure of interest rates" Journal of financial economics 6, pp. 59-69.
  
- Engle, R.F. and Granger, C.W.J. (1987) "Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing". Econometrica, Vol 55, No 2, March, pp. 251-276.
  
- Echols, M. E. and Elliott, J.W. (1976) "A quantitative yield curve model for estimating the term structure of interest rates". Journal of financial and quantitative analysis, March, pp. 87-115.
  
- Hall, A. D., Anderson, H. M. and Granger, C.W.J. (1992) "A cointegration analysis of treasury bill yields", Review of economics and statistics, 74(1), february, pp. 116-126.
  
- Johansen, S. (1988) "Statistical analysis of cointegration vectors", Journal of Economics Dynamics and Control, 12, pp. 231-254.
  
- Longstaff F. y Schwartz, E. (1992) "Interest rate volatility and the term structure: a two-factor general equilibrium model " Journal of finance, vol. XLVII, No 4, september, pp. 1259-1282.
  
- Nicola, C. (1992) "The estimation of the term structure of interest rates: an application to eight capital market" Draft presentado en Journées internationales de Finances, Haffi, Juin 1993.
  
- Platten, Y. (1993) "General equilibrium and the term structure of interest rates: a two-factor model" Draft presentado en Journées internationales de Finances, Haffi, Juin 1993.
  
- Rappoport, P. and Reichlin, L. (1989) "Segmented trends and non-stationary time series" The Economic journal, 89, pp. 168-177.

- Russell, H. and Ganapathy, S. (1980) "Comment on: A quantitative yield curve model for estimating the term structure of interest rates" Journal of financial and quantitative analysis, Vol.XV, No 2, June, pp. 449-456.
- Stock, J. and Watson, M. (1988) "Testing for common trends" Journal of the American statistical association 83, December, pp. 1097-1107.
- Vasicek, O. (1977) "An equilibrium characterization of the term structure" Journal of financial economics 5, pp. 177-188.



## DOCUMENTOS PUBLICADOS\*

- WP-EC 92-01 "Asignaciones Igualitarias y Eficientes en Presencia de Externalidades"  
C. Herrero, A. Villar. Abril 1992.
- WP-EC 92-02 "Estructura del Consumo Alimentario y Desarrollo Economico"  
E. Reig. Abril 1992.
- WP-EC 92-03 "Preferencias de Gasto Reveladas por las CC.AA."  
M. Mas, F. Pérez. Mayo 1992.
- WP-EC 92-04 "Valoración de Títulos con Riesgo: Hacia un Enfoque Alternativo"  
R.J. Sirvent, J. Tomás. Junio 1992.
- WP-EC 92-05 "Infraestructura y Crecimiento Económico: El Caso de las Comunidades Autónomas"  
A. Cutanda, J. Paricio. Junio 1992.
- WP-EC 92-06 "Evolución y Estrategia: Teoría de Juegos con Agentes Limitados y un Contexto Cambiante"  
F. Vega Redondo. Junio 1992.
- WP-EC 92-07 "La Medición del Bienestar mediante Indicadores de 'Renta Real': Caracterización de un Índice de Bienestar Tipo Theil"  
J.M. Tomás, A. Villar. Julio 1992.
- WP-EC 92-08 "Corresponsabilización Fiscal de Dos Niveles de Gobierno: Relaciones Principal-Agente"  
G. Olcina, F. Pérez. Julio 1992.
- WP-EC 92-09 "Labour Market and International Migration Flows: The Case of Spain"  
P. Antolín. Julio 1992.
- WP-EC 92-10 "Un Análisis Microeconómico de la Demanda de Turismo en España"  
J.M. Pérez, A. Sancho. Julio 1992.
- WP-EC 92-11 "Solución de Pérdidas Proporcionales para el Problema de Negociación Bipersonal"  
M.C. Marco. Noviembre 1992.
- WP-EC 92-12 "La Volatilidad del Mercado de Acciones Español"  
A. Peiró. Noviembre 1992.
- WP-EC 92-13 "Evidencias Empíricas del CAPM en el Mercado Español de Capitales"  
A. Gallego, J.C. Gómez, J. Marhuenda. Diciembre 1992.
- WP-EC 92-14 "Economic Integration and Monetary Union in Europe or the Importance of Being Earnest: A Target-Zone Approach"  
E. Alberola. Diciembre 1992.
- WP-EC 92-15 "Utilidad Expandida y Algunas Modalidades de Seguro"  
R. Sirvent, J. Tomás. Diciembre 1992.

\* Para obtener una lista de documentos de trabajo anteriores a 1992, por favor, póngase en contacto con el departamento de publicaciones del IVIE.

- WP-EC 93-01 "Efectos de la Innovación Financiera sobre la Inversión: El Caso del Leasing Financiero"  
M.A. Díaz. Junio 1993.
- WP-EC 93-02 "El problema de la Planificación Hidrológica: Una Aplicación al Caso Español"  
A. González, S.J. Rubio. Junio 1993.
- WP-EC 93-03 "La Estructura de Dependencia del Precio de las Acciones en la Identificación de Grupos Estratégicos: Aplicación al Sector Bancario Español"  
J.C. Gómez Sala, J. Marhuenda, F. Más. Noviembre 1993.
- WP-EC 93-04 "Dotaciones del Capital Público y su Distribución Regional en España"  
M. Mas, F. Pérez, E. Uriel. Noviembre 1993.
- WP-EC 93-05 "Disparidades Regionales y Convergencia en las CC.AA. Españolas"  
M. Mas, J. Maudos, F. Pérez, E. Uriel. Noviembre 1993.
- WP-EC 93-06 "Bank Regulation and Capital Augmentations in Spain"  
S. Carbó. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-07 "Transmission of Information Between Stock Markets"  
A. Peiró, J. Quesada, E. Uriel. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-08 "Capital Público y Productividad de la Economía Española"  
M. Mas, J. Maudos, F. Pérez, E. Uriel. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-09 "La Productividad del Sistema Bancario Español (1986-1992)"  
J.M. Pastor, F. Pérez. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-10 "Movimientos Estacionales en el Mercado de Acciones Español"  
A. Peiró. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-11 "Thresholds Effects, Public Capital and the Growth of the United States"  
J. García Montalvo. Diciembre 1993.
- WP-EC 94-01 "International Migration Flows: The Case of Spain"  
P. Antolín. Febrero 1994.
- WP-EC 94-02 "Interest Rate, Expectations and the Credibility of the Bank of Spain"  
F.J. Goerlich, J. Maudos, J. Quesada. Marzo 1994.
- WP-EC 94-03 "Macromagnitudes Básicas a Nivel Sectorial de la Industria Española: Series Históricas"  
F.J. Goerlich, V. Orts, S. García. Mayo 1994.
- WP-EC 94-04 "Job Search Behaviour"  
P. Antolín. Mayo 1994.
- WP-EC 94-05 "Unemployment Flows and Vacancies in Spain"  
P. Antolín. Mayo 1994.
- WP-EC 94-06 "Paro y Formación Profesional: Un Análisis de los Datos de la Encuesta de Población Activa"  
C. García Serrano, L. Toharia. Mayo 1994.

- WP-EC 94-07 "Determinantes de la Dinámica de la Productividad de los Bancos y Cajas de Ahorro Españolas"  
J.M. Pastor. Junio 1994.
- WP-EC 94-08 "Estimación Regionalizada del Stock de Capital Privado (1964-1989)"  
F.J. Escribá, V. Calabuig, J. de Castro, J.R. Ruiz. Junio 1994.
- WP-EC 94-09 "Capital Público y Eficiencia Productiva Regional (1964-1989)"  
M. Mas, J. Maudos, F. Pérez, E. Uriel. Julio 1994.
- WP-EC 94-10 "Can the Previous Year Unemployment Rate Affect Productivity? A DPD Contrast"  
R. Sánchez. Septiembre 1994.
- WP-EC 94-11 "Comparing Cointegration Regression Estimators: Some Additional Monte Carlo Results"  
J. García Montalvo. Septiembre 1994.
- WP-EC 94-12 "Factores Determinantes de la Innovación en las Empresas de la Comunidad Valenciana"  
M. Gumbau. Septiembre 1994.
- WP-EC 94-13 "Competencia Imperfecta y Discriminación de Precios en los Mercados de Exportación. El Caso del Sector de Pavimentos Cerámicos"  
J. Balaguer. Noviembre 1994.
- WP-EC 94-14 "Utilidad Expandida Estado Dependiente: Algunas Aplicaciones"  
R.J. Sirvent, J. Tomás. Noviembre 1994.
- WP-EC 94-15 "El Efecto de las Nuevas Tecnologías de Transacción en la Demanda de Dinero en España"  
J. Maudos. Noviembre 1994.
- WP-EC 94-16 "Desajustes en los Tipos de Cambio e 'Hysteresis' en los Flujos Comerciales: Las Exportaciones Españolas a EE.UU."  
J. de Castro, V. Orts, J.J. Sempere. Diciembre 1994.
- WP-EC 94-17 "Stock Prices and Macroeconomic Factors: Evidence from European Countries"  
A. Peiró. Diciembre 1994.
- WP-EC 95-01 "Margen Precio-Coste Marginal y Economías de Escala en la Industria Española: 1964-1989"  
F.J. Goerlich, V. Orts. Abril 1995.
- WP-EC 95-02 "Temporal Links Between Price Indices of Stock Markets with Overlapping Business Hours"  
A. Peiró, J. Quesada, E. Uriel. Abril 1995.
- WP-EC 95-03 "Competitive and Predatory Multi-Plant Location Decisions"  
A. García Gallego, N. Georgantzis. Abril 1995.
- WP-EC 95-04 "Multiproduct Activity and Competition Policy: The Tetra Pack Case"  
A. García Gallego, N. Georgantzis. Junio 1995.
- WP-EC 95-05 "Estudio Empírico de la Solvencia Empresarial en Comunidad Valenciana"  
J.L. Gandía, J. López. R. Molina. Junio 1995.
- WP-EC 95-06 "El Método Generalizado de los Momentos"

A. Denia, I. Mauleón. Junio 1995.

- WP-EC 95-07 "Determinación de una Tipología de Hogares en el Marco de una Matriz de Contabilidad Social"  
M.L. Moltó, S. Murgui, E. Uriel. Junio 1995.
- WP-EC 95-08 "Relaciones Rentabilidad-Riesgo en Futuros Sobre Deuda a Largo Plazo"  
R.M. Ayela. Junio 1995.
- WP-EC 95-09 "Eficiencia, Cambio Productivo y Cambio Técnico en los Bancos y Cajas de Ahorros Españolas: Un Análisis Frontera no Paramétrico"  
J.M. Pastor. Junio 1995.
- WP-EC 95-10 "Infrastructures and Productivity in the Spanish Regions"  
M. Mas, J. Maudos, F. Pérez, E. Uriel. Octubre 1995.
- WP-EC 95-11 "Macroeconomic Performance of Sixteen Ibero-American Countries over the Period 1980-1991"  
C.A. Knox Lowell, J.T. Pastor. Octubre 1995.
- WP-EC 95-12 "Determinantes de la Demanda de Educación en España"  
P. Beneito, J. Ferri, M<sup>a</sup>. Moltó, E. Uriel. Octubre 1995.
- WP-EC 95-13 "GMM Estimation of Count Panel Data Models with Fixed Effects and Predetermined Instruments"  
J. García Montalvo. Noviembre 1995.
- WP-EC 95-14 "Prestación de Servicios Bancarios en las Cajas de Ahorros Españolas: Cajeros Automáticos *Versus* Oficinas"  
J. Maudos, J.M. Pastor. Noviembre 1995.
- WP-EC 95-15 "Unemployment Determinants for Women in Spain"  
N. Lázaro, M.L. Moltó, R. Sánchez. Noviembre 1995.
- WP-EC 95-16 "Indicadores de Capital Humano y Productividad"  
L. Serrano Martínez. Noviembre 1995.
- WP-EC 95-17 "Strategic Consumer Location in Spatial Competition Models"  
M.A. García Gallego, N. Georgantzis, V. Orts Rios. Noviembre 1995.
- WP-EC 95-18 "Efficiency Analysis in Banking Firms: An International Comparison"  
J.M. Pastor, F. Pérez, J. Quesada. Noviembre 1995.
- WP-EC 95-19 "Análisis de Cointegración en la Estructura Temporal de los Tipos de Interés de la Deuda Pública"  
P. Rico Belda. Diciembre 1995.
- WP-EC 95-20 "Transition Probabilities to Employment and Non-Participation"  
P. Antolín Nicolás. Diciembre 1995.